

Relations industrielles Industrial Relations



Les effets du salaire minimum sur l'emploi des jeunes au Québec

Jacques Mercier

Volume 40, numéro 3, 1985

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/050154ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/050154ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

ISSN

0034-379X (imprimé)

1703-8138 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Mercier, J. (1985). Les effets du salaire minimum sur l'emploi des jeunes au Québec. *Relations industrielles / Industrial Relations*, 40(3), 431–457.
<https://doi.org/10.7202/050154ar>

Résumé de l'article

L'estimation des effets du salaire minimum sur les taux d'emploi est effectuée à l'aide de l'analyse de régression et couvre la période entre 1966 et 1981.

Les effets du salaire minimum sur l'emploi des jeunes au Québec

Jacques Mercier

L'estimation des effets du salaire minimum sur les taux d'emploi est effectuée à l'aide de l'analyse de régression et couvre la période entre 1966 et 1981.

L'un des aspects de la législation en matière des normes du travail en Amérique du Nord qui a le plus retenu l'attention des analystes depuis la fin des années 60 et qui continue de susciter beaucoup d'intérêt dans la littérature est sans contredit l'étude des effets du salaire minimum sur l'emploi et le chômage. Entre autres, la préoccupation croissante envers l'aggravation du chômage des jeunes pendant cette période a indéniablement contribué à l'apparition d'une nouvelle vague d'études théoriques et empiriques sur les liens entre salaire minimum, emploi et participation à la population active. Parmi les plus importantes et autour desquelles se sont greffés la plupart des travaux sur le sujet, notons Kaitz (1970), Hashimoto et Mincer (1971), Welch (1974), Mincer (1976) et Gramlich (1976).

Sauf exception, la majorité des études canadiennes, américaines et québécoises qui ont suivi et traitant des effets du salaire minimum sur l'emploi et le chômage de certaines catégories socio-démographiques sont du type longitudinal et privilégient l'analyse de régression, en général par la méthode des moindres carrés ordinaires, afin d'isoler et mesurer les effets recherchés. Au Québec, les recherches effectuées par Jean-Michel Cousineau et Pierre Fortin et ses étudiants, notamment sur les effets des variations du salaire minimum provincial sur le chômage des jeunes et des femmes, constituent la principale source de documentation empirique rigoureuse et approfondie sur le sujet.

* Jacques Mercier, professeur adjoint, Département des relations industrielles, Université Laval.

** L'auteur remercie Pierre Fortin pour ses utiles commentaires lors d'une première version ainsi que Paul Hartman et Larry Kahn pour leurs conseils et leur encouragement continus à l'occasion de la recherche qui a permis la production de ce texte.

*** Deux annexes techniques sont disponibles auprès de l'auteur sur demande.

À certains égards, le Québec constitue un cas intéressant pour l'analyse de tels effets. D'une part, le taux horaire du salaire minimum y a connu, comparativement aux juridictions avoisinantes, des niveaux et des fluctuations importantes¹, sans oublier que la proportion de la main-d'oeuvre susceptible d'être en pratique rémunérée en deça de ce taux légal y est relativement marginale depuis plusieurs années². D'autre part, la spécificité socio-culturelle et linguistique de la main-d'oeuvre québécoise en général mais particulièrement des petits salariés fait que le Québec, comme entité géographique, se prête assez bien à l'idée d'un marché global du travail. L'estimation des effets du salaire minimum sur des agrégats comme les taux d'emploi ou de chômage devrait pouvoir produire des résultats plus faciles à détecter dans un tel contexte. C'est d'ailleurs ce qui semble ressortir des études québécoises, lesquelles, malgré certaines différences en termes de périodes échantillonales, périodicité des observations, spécification des équations statistiques et mesure de la variable dépendante, soit le chômage, ont donné lieu à des résultats qui tendent à soutenir l'existence d'une relation négative entre salaire minimum et chômage (des jeunes et des femmes surtout)³. La mesure statistique de ces effets demeure toutefois imprécise quoique cela ne surprenne pas en comparaison des résultats obtenus dans les études canadiennes et américaines du même genre.

Dans leur revue extensive et approfondie de la littérature empirique américaine, Brown, Gilroy et Cohen concluaient ainsi dans le cas des adolescents(es): "Although the research is consistent in finding some employment reduction associated with minimum wage increases, the estimated effects on unemployment appear to be considerably more varied"⁴. De plus, les études portant sur des groupes plus âgés présentaient des résultats plus disparates et en général plus faibles. Les mêmes auteurs estimaient également préférable de retenir l'emploi plutôt que le chômage comme variable dépendante pour étudier les effets des variations du salaire minimum. Un tel choix comporte l'avantage de mettre directement l'accent sur certaines conséquences décrites comme négatives du salaire minimum tout en constituant un préalable à l'analyse et à l'interprétation des effets sur le chômage lui-même⁵.

Pour ces raisons, la présente étude porte spécifiquement sur les effets des variations du salaire minimum au Québec sur l'emploi. Ce sont également les moins de 25 ans qui ont été retenus comme population cible compte tenu de la détérioration importante de leur situation sur le marché du travail depuis la fin des années 60 et parce qu'ils comptent proportionnellement le plus d'individus rémunérés au, ou près du, salaire minimum. Conformément à la littérature empirique, c'est le taux d'emploi (le rapport emploi/population) qui est retenu comme variable dépendante⁶. L'étude distingue quatre groupes selon l'âge et le sexe, soit les adolescents et adolescentes et les jeunes de 20-24 ans, hommes et femmes.

La distinction selon l'âge apparaît importante non seulement parce que les résultats rapportés par Brown, Gilroy et Cohen ci-dessus le suggèrent mais aussi à cause de la présence d'un différentiel légal entre les moins de 18 ans et les autres travailleurs dans la politique québécoise en matière de salaire minimum⁷. L'estimation des effets du salaire minimum sur les taux d'emploi est faite à l'aide de l'analyse de régression et, compte tenu des données disponibles au moment de réaliser cette recherche, couvre la période 1966-1981.

La suite du texte comporte quatre sections. La prochaine section passe en revue les principaux facteurs susceptibles d'avoir été associés aux variations dans les taux d'emploi des groupes concernés pendant la période retenue. Dans la section suivante, nous présentons les diverses mesures utilisées pour les variables explicatives ainsi que les spécifications des équations de régression. Puis, les résultats statistiques sont présentés et discutés, suivis d'une brève conclusion.

LES SOURCES DE VARIATIONS DE L'EMPLOI DES JEUNES

Conformément à la littérature empirique générale sur le sujet, notre intérêt consiste à isoler et mesurer bi dans une relation hypothétique du type:

$$(1) \ln E_i/P_i = a_i + b_i \ln SM \text{ où}$$

\ln = logarithme naturel

E_i/P_i = rapport emploi/population du sous-groupe i

SM = taux horaire du salaire minimum légal

Le paramètre à estimer, b_i , est l'élasticité du taux d'emploi (E_i/P_i) par rapport au salaire minimum (SM), toutes choses égales par ailleurs et a_i représente l'effet contrôlé des autres facteurs susceptibles d'influer sur le taux d'emploi. Nous avons regroupé en trois catégories les facteurs généralement reconnus pour avoir influé sur les taux d'emploi des jeunes. La première et de loin la plus déterminante est l'état de la conjoncture économique⁸, la seconde regroupe diverses modifications structurelles dans l'offre ou la demande de travail des jeunes et la dernière, considérée séparément compte tenu de notre intérêt pour la variable salaire minimum, porte sur les prix des facteurs.

Conjoncture économique

Moins intégrés que leurs aînés aux mécanismes formels et informels de protection dans l'emploi sur les marchés du travail et relativement moins

qualifiés et expérimentés, les jeunes constituent des victimes toutes désignées lors de ralentissement de l'activité économique: derniers à être embauchés et premiers à subir des mises à pied temporaires ou permanentes.

Modifications structurelles

L'une des modifications, du côté de l'offre de travail, qui a le plus retenu l'attention pendant les deux dernières décennies aura été les conséquences de la poussée démographique des années 50 (*baby boom*).

Un indicateur largement utilisé, notamment dans les études sur les effets du salaire minimum, pour tenir compte des effets du facteur démographique sur la position relative des jeunes sur le marché du travail, est le rapport population du groupe/population adulte⁹. Chez les moins de 20 ans, ce rapport est demeuré relativement stable de 1966 à 1974 mais chuta graduellement d'environ 20 pour cent entre 1975 et 1981, tandis que l'inverse, simple résultante du vieillissement des enfants du *baby boom*, s'observait chez les 20-24 ans avec une hausse du rapport de 1966 à 1974 de 13.09 pour cent chez les jeunes hommes et de 8.33 pour cent chez les jeunes femmes, suivie d'une baisse moins prononcée durant la période 1975-1981 de 3.4 pour cent et de 5.6 pour cent.

Les conséquences de variations exogènes de la population relative d'un groupe (par exemple, suite à une hausse de la population sans modification sur les taux d'activité dans l'offre relative d'un groupe) sur le taux d'emploi de ce dernier dépendent, entre autres choses, des possibilités de substitution entre facteurs et d'embauche à la marge dont disposent les entreprises¹⁰.

Tandis que le rapport population jeune/population adulte met l'accent sur les changements dans les conditions d'offre des jeunes par rapport aux adultes, on peut également concevoir que les jeunes, plus particulièrement les 18-19 ans et les 20-21 ans, gravitent autour des mêmes secteurs d'emploi et sont substituables les uns par rapport aux autres. Un autre indicateur, soit le rapport population 20-24 ans/population adolescente et dont la valeur n'a cessé d'augmenter pendant la période 1966-1981, suggérerait l'existence d'une pression soutenue par les 20-24 ans sur leurs cadets durant cette période¹¹. Le fait que les taux d'activité augmentent avec l'âge chez les jeunes n'a pu qu'accroître ce type de pression via soit l'ajustement à la baisse du salaire des aînés ou encore à salaire égal (plancher salarial) parce qu'il est plus avantageux pour l'employeur de préférer une main-d'oeuvre plus âgée de quelques années dont la formation et l'expérience de travail, pour peu qu'elles soient, sont plus élevées.

Une autre source de pression sur l'offre des jeunes, particulièrement chez les jeunes femmes de 20-24 ans, pourrait bien être venue de la hausse substantielle de la population active des femmes adultes, augmentation attribuable largement au non-retrait et au retour accéléré et accru de femmes mariées sur le marché du travail. Numériquement, la population active féminine de 20-24 ans s'est accrue de 86,100 unités de 1966 à 1981 tandis que la hausse chez les femmes de 25-54 ans fut de 426,100 unités soit presque de cinq fois plus.

Du côté de la demande de travail, la hausse tendancielle de la part de l'emploi du secteur tertiaire et de l'emploi à temps partiel dans l'emploi total, deux phénomènes intimement reliés l'un à l'autre, ainsi que le relèvement du niveau de scolarité, ont pu contribuer à accroître la demande pour une main-d'oeuvre jeune et surtout féminine quoique cette évolution dans la demande de travail ne soit pas non plus indépendante de l'évolution dans la nature et la composition de l'offre de travail.

Finalement, plusieurs chercheurs estiment que les dernières décennies ont été marquées par une tendance à l'introduction accélérée et à l'aggravation de rigidités dans les mécanismes de fonctionnement et d'ajustement des marchés du travail sous l'effet de divers facteurs tels la syndicalisation, la bureaucratisation des entreprises, la croissance des secteurs public et parapublic, la réglementation gouvernementale, l'institutionnalisation des rapports d'emploi, etc. Ces transformations auraient pu entre autres effets, rendre plus difficile l'accès à l'emploi des moins qualifiés et des nouveaux venus sur le marché du travail dont les jeunes en particulier.

Salaire minimum et prix des facteurs

La théorie néo-classique accorde une attention particulière aux prix relatifs et réels comme déterminants de la demande pour les facteurs de production. L'influence de variations dans les prix relatifs et réels s'exerce via des effets de substitution entre facteurs et des effets d'échelle. Par exemple, imaginons une économie dotée d'une fonction globale de production à trois facteurs homogènes soit une main-d'oeuvre faiblement qualifiée, une main-d'oeuvre qualifiée et du capital. On peut montrer que, sous certaines conditions générales, une hausse du prix de la main-d'oeuvre faiblement qualifiée, toutes choses égales par ailleurs, entraînera, 1- une hausse de son prix relatif d'où substitution en faveur d'unités des deux autres facteurs et, 2- une hausse des coûts de production, malgré la substitution entre facteurs, produisant une baisse de la demande de biens et services et conséquemment de l'emploi des facteurs¹².

L'ampleur de ces divers effets dépend entre autres choses des élasticités-prix des fonctions d'offre des autres facteurs, des possibilités techniques de substitution entre facteurs et des élasticités-prix des demandes de biens et services. Dans le cas où seule l'élasticité de substitution main-d'oeuvre/main-d'oeuvre n'est pas nulle, la variable prix déterminante est le rapport des prix pour les deux types de main-d'oeuvre. C'est ce modèle qu'on retrouve implicitement dans la plupart des études des effets du salaire minimum sur l'emploi. Dans les équations de régression d'emploi ou du taux d'emploi des jeunes, on mesure généralement cette variable par un rapport du genre salaire minimum/salaire moyen¹³. En référence au précédent modèle théorique, on postule que les jeunes représentent la main-d'oeuvre faiblement qualifiée et que le salaire minimum constitue une approximation raisonnable du prix de cette main-d'oeuvre tandis que le salaire moyen se veut une approximation du prix de la main-d'oeuvre plus qualifiée et substituable. Bien sûr, en pratique, ce sont surtout des contingences de disponibilités de données qui restreignent la formulation empirique du modèle et la présente étude, malgré certains efforts dans la construction de variables de prix, n'y échappe pas non plus. Quoi qu'il en soit, les variations relativement importantes enregistrées par un indicateur comme le rapport «taux horaire provincial du salaire minimum (adultes)/taux horaire moyen des gains dans le secteur manufacturier (ouvriers de la production)» pour le Québec pendant la période 1966-1981 incitent à retenir ce type de variable comme déterminant possible des taux d'emploi des jeunes.

Une seconde composante de la législation québécoise en matière de salaires minima est la présence d'un différentiel en faveur des 18 ans et plus. À titre d'illustration, la différence entre taux minimum horaire légal pour 18 ans et plus et taux minimum horaire légal pour moins de 18 ans exprimée en pourcentage du second s'établissait à 12.9 en moyenne de 1966 à 1981 avec des valeurs maximum et minimum de respectivement 39.7 et 5. Dans la mesure où les variations enregistrées dans le différentiel ne suivent pas l'ampleur relative ou la direction des variations dans le taux nominal pour les 18 ans et plus, il importe d'en tenir explicitement compte dans les estimations surtout dans le cas des adolescents(es). L'importance de ces effets dépendra entre autres choses de la proportion d'individus touchés dans le groupe des moins de 20 ans, des effets de substitution intra-groupes et inter-groupes, et des effets d'échelle possiblement à l'oeuvre.

LE MODÈLE EMPIRIQUE

Dans cette section, nous présentons les spécifications des équations de régression retenues pour l'estimation du paramètre β_i de l'équation (1) pour chacun des quatre sous-groupes à l'étude. Ignorant pour l'instant la

présence de variables de prix pour les facteurs, l'équation type du taux d'emploi que nous avons retenu peut s'écrire:

$$(2) \ln ER_i = A0_i + A1_i \ln URAM + A2_i \ln RPi + A3_i \ln RLSF + A4_i T + A5_i DSP + A6_i DSU + A7_i DFA + e_i \text{ où}$$

ER	= rapport emploi/population
URAM	= taux de chômage des hommes de 25 ans et plus
RP	= rapport population du groupe/population de 25 ans et plus
RLSF	= rapport population active des femmes de 20-24 ans/population active des femmes de 25 ans et plus
T	= tendance linéaire
DSP, DSU, DFA	= variables (dichotomiques) saisonnières (printemps, été, automne)
e	= terme d'erreur

Le suffixe *i* renvoie à l'un des quatre groupes, selon l'âge et le sexe, et le préfixe *ln* indique que la variable concernée est exprimée sous forme logarithmique¹⁴.

L'effet des fluctuations conjoncturelles devrait se refléter dans le coefficient de URAM tandis que RPi et, dans les équations pour les femmes, RLSF, cherchent à rendre compte de deux importantes modifications structurelles du côté de l'offre de travail et signalées à la section précédente. La variable de tendance *T* est censée capturer les effets combinés de diverses autres modifications structurelles possiblement à l'oeuvre mais qu'il n'a pas été possible ou jugé nécessaire d'introduire explicitement (e.g. qualité de la main-d'oeuvre, progrès technique, attitudes et pratiques des entreprises en matière de gestion de main-d'oeuvre, taux de fréquentation scolaire, taux de fécondité, etc.)¹⁵.

La période sous étude couvre 63 observations trimestrielles (1966II-1981IV)¹⁶. L'utilisation de données trimestrielles pour l'analyse de régression semble préférable à l'utilisation de données mensuelles ou annuelles parce qu'elle permet davantage de rendre compte des fluctuations de courte période de la demande globale tout en tempérant les effets perturbateurs de variations mensuelles, surtout pour des sous-groupes relativement petits, inhérentes au type de méthodologie utilisée dans des enquêtes statistiques comme l'EPA (l'Enquête sur la population active)¹⁷. Les mesures construites à partir des données de l'EPA n'étant pas corrigées pour tenir compte des variations saisonnières, les trois variables muettes DSP, DSU et DFA représentent respectivement les trimestres du printemps, de l'été et de l'automne.

Passons maintenant à la spécification des variables de prix pour la main-d'oeuvre dans le modèle. Tel que mentionné à la section précédente, l'approche habituelle consiste à introduire dans les équations (d'emploi, de participation au marché du travail, ou de chômage) une mesure relative du type «taux de salaire minimum légal/taux de salaire moyen pour le secteur manufacturier». Dans l'optique néo-classique, cette formulation correspond au postulat selon lequel seul un effet net de substitution entre catégories de main-d'oeuvre découle d'une variation exogène du salaire minimum, à moins que cet effet de substitution ne soit, par hasard, parfaitement associé à d'autres effets ou encore que ces derniers soient négligeables. C'est pourquoi nous débordons quelque peu la formulation habituelle et présenterons des résultats d'estimations portant sur des mesures réelles et relatives des prix de la main-d'oeuvre. Les diverses spécifications que nous avons retenu aux fins de la présente sont les suivantes¹⁸:

REMW, REMWY: taux de salaire horaire minimum nominal légal au Québec pour les moins de 18 ans (Y) ou les 18 ans et plus (A), dégonflé par un indice de prix;

REMF : taux des gains (ouvriers à la production) horaires moyens nominaux dans le secteur manufacturier québécois, dégonflé par un indice de prix;

RLMWY, RLMWA: rapport taux de salaire minimum nominal légal au Québec (Y ou A)/taux des gains horaire moyens nominaux du secteur manufacturier québécois.

Les variables REMWY et RLMWY entrent dans les équations pour les adolescents tandis que REMW, REMF et RLMWA se retrouvent dans les équations des 20-24 ans¹⁹. Dans les équations des adolescents, les résultats portant sur deux formulations de la présence d'un différentiel légal seront également présentés. Dans la première, le différentiel s'ajoute à la variable salaire minimum ou la remplace simplement et dans la seconde, nous avons cherché à combiner les deux dans une même mesure. Respectivement, nous avons:

DIFMW: le rapport taux pour les moins de 18 ans/taux pour les 18 ans et plus;

RLMW : RLMWY + DIFMW

Ces variables de prix pour la main-d'oeuvre entrent toutes dans les équations de régression sous forme logarithmique²⁰. La méthode de régression retenue est celle des moindres carrés ordinaires (MCO). Certaines régressions affichant un niveau élevé d'autocorrélation des résidus ont été ré-estimées à l'aide de données transformées selon une méthode suggérée par Beach et Mackinnon²¹. Les estimations ont été effectuées à l'aide du logiciel TSP, version 3.5 (1981) au Centre de traitement de l'informatique de l'Université Laval.

PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Outre les diverses spécifications additionnelles signalées aux notes (18), (22) et (23) de cet article, un nombre considérable de spécifications, pour chacune des quatre catégories d'âge et de sexe sous étude, a également été estimé. À partir d'une équation linéaire de base, incluant les variables $\ln\text{URAM}$, T , DSP , DSU , DFA (et $\ln\text{RLSF}$ dans le cas des jeunes femmes de 20-24 ans) les diverses variables structurelles et salariales ont été introduites d'abord une à la fois puis en combinaisons variables. Par cette démarche, nous avons voulu tester la sensibilité des estimés surtout dans le cas des variables de salaire²². Il est impossible de faire état de tous les résultats dans un texte aussi court mais nous tâcherons à l'occasion de résumer brièvement nos principales observations à ce sujet²³. Compte tenu de l'effet possible non seulement sur le niveau mais aussi sur le comportement des séries de taux d'emploi (variables dépendantes) de la révision de l'EPA, une nouvelle variable du nom de SURE a été ajoutée à titre de variable structurelle avec la valeur zéro de 1966II à 1974IV et de un par la suite. Cette variable devrait être significative au moins dans le cas des adolescents(es) à la suite plus particulièrement du retrait des 14 ans dans les données publiées depuis 1975²⁴.

Dans l'interprétation statistique des résultats qui suivent \bar{R}^2 désigne le coefficient de détermination multiple ajusté, $D.W.$ désigne la statistique de Durbin et Watson, F est la statistique de Fisher pour tester l'hypothèse nulle de l'absence globale de relation entre la variable dépendante et les variables indépendantes, t est la statistique de student (exprimée en valeur absolue) et ss désigne l'expression «statistiquement significative» dans le cas de la valeur estimée d'un coefficient. Le critère général retenu pour ss est approximativement $t \geq 2$.

Adolescents

Règle générale, l'introduction de variables structurelles et salariales a un effet quasi nul sur les valeurs calculées de \bar{R}^2 , F et $D.W.$ Il n'y a pas de différences notables entre l'utilisation de $\ln\text{REM}\text{WY}$ ou $\ln\text{RLM}\text{WY}$ comme mesure du salaire minimum. Ajouté à l'équation de base, ce dernier est ss (statistiquement significatif) et son signe est négatif, la variable de population relative n'est plus ss en présence de SURE ; compte tenu de la présence d'une multicollinéarité élevée entre cette dernière et T et SURE , elle est exclue des résultats présentés ci-après. Cette observation s'applique également dans le cas des adolescentes. La valeur du test de $D.W.$ indique la présence d'autocorrélation des résidus et les équations ont été ré-estimées à l'aide de

la procédure ARI. La variable créée Rho y est significative et positive. Les résultats les plus satisfaisants sont ceux de l'équation (3) ci-dessous (les valeurs entre parenthèses sont les valeurs absolues des t de student):

$$\begin{aligned}
 (3) \quad \ln ER_{ma} &= .76C - .341\ln URAM + .005T + .09DSP \\
 (ARI) \quad & \quad (2.56) \quad (7.42) \quad (5.92) \quad (5.96) \\
 &+ .26DSU - .009DFA + .094SURE \\
 & \quad (9.03) \quad (.43) \quad (3.21) \\
 &- .0551\ln REMWY + .42Rho \\
 & \quad (1.07) \quad (3.48) \\
 F &= 265, \bar{R}^2 = .971, DW = 1.88, n = 63
 \end{aligned}$$

Adolescentes

Dans le cas des adolescentes, les valeurs calculées de \bar{R}^2 , F et D.W. y sont généralement moins élevées et l'introduction de variables structurelles a pour effet de rehausser sensiblement leur niveau. La valeur calculée du t de student du coefficient de la variable salaire minimum est plus élevée que dans le cas des adolescents. Les résultats les plus satisfaisants sont ceux de l'équation (4) ci-dessous (entre parenthèses, les valeurs absolues des t de student) obtenues également à l'aide de la procédure ARI:

$$\begin{aligned}
 (4) \quad \ln ER_{fa} &= -1.07C - .0471\ln URAM - .001T + .058DSP \\
 (ARI) \quad & \quad (2.51) \quad (.72) \quad (.56) \quad (2.86) \\
 &+ .246DSU + .031DFA + .111SURE \\
 & \quad (6.10) \quad (1.13) \quad (2.18) \\
 &- .1011\ln REMWY + .83Rho \\
 & \quad (.75) \quad (12.03) \\
 F &= 87, \bar{R}^2 = .916, DW = 2.01, n = 63
 \end{aligned}$$

Le recours à la procédure ARI fait perdre sa signification statistique à la variable $\ln URAM$ quoique son signe demeure correct. Nous avons également testé l'effet de la présence de $\ln RLSF$ mais sans résultats probants.

Finalement, dans le cas des adolescents et adolescentes, les estimations ont été refaites en remplaçant $\ln REMWY$ par la variable de différentiel $\ln DIFMW$ et par un combiné de ces deux dernières $\ln RLMW$ présentées à la section précédente. Les résultats sont des plus intéressants. D'une part,

$\ln DIFMW$ a le bon signe (négatif) et demeure ss même après correction pour autocorrélation des résidus. La variable $\ln RLMW$ s'avère également supérieure à $\ln REMWY$. Ces résultats sont présentés au tableau 2 aux fins de comparaison avec les équations (3) et (4). De plus, les deux méthodes MCO et ARI ont été retenues. Il serait imprudent de s'adonner à des calculs numériques à partir des estimés des coefficients de $\ln DIFMW$ ou $\ln RLMW$. Ce qui importe davantage d'en retenir, c'est que la présence seule d'une mesure réelle ou relative du niveau du salaire minimum dans les équations semble sous-estimer l'effet de la politique du salaire minimum sur l'emploi des adolescents(es) de sorte que les résultats présentés aux équations (3) et (4) devraient être considérés comme conservateurs.

TABLEAU 1
Estimations alternatives de l'élasticité du taux d'emploi
par rapport au salaire minimum pour les adolescents,
Province de Québec 1966II-1981IV

		<i>lnREMWY</i>	<i>lnRLMWY</i>	<i>lnDIFMW</i>	<i>lnRLMW</i>
Hommes (MCO)	e	- .055	- .056	- .315	- .176
	(t)	(1.59)	(1.20)	(3.02)**	(2.18)*
	\bar{R}^2	.966	.966	.962	.952
	D.W.	1.26	1.25	1.14	1.12
Hommes (ARI)	e	- .055	- .053	- .371	- .217
	(t)	(1.07)	(.75)	(2.28)**	(1.58)
	\bar{R}^2	.971	.971	.970	.970
	D.W.	1.88	1.90	1.87	1.90
Femmes (MCO)	e	- .213	- .277	- .714	- .485
	(t)	(4.61)**	(4.33)**	(5.42)**	(4.92)**
	\bar{R}^2	.902	.899	.912	.906
	D.W.	1.38	1.35	1.32	1.34
Femmes (ARI)	e	- .101	- .133	- .709	- .415
	(t)	(.75)	(.82)	(2.73)**	(1.72)**
	\bar{R}^2	.916	.916	.916	.917
	D.W.	2.01	2.01	1.89	1.95

Pour chaque régression les autres variables sont celles de l'équation initiale soit la constante C, DSP, DSU, DFA, $\ln URAM$ et SURE. La variable dépendante est $\ln ERma$ pour les adolescents et $\ln ERfa$ pour les adolescentes. Les méthodes d'estimations sont celles des moindres carrés ordinaires (MCO) et la correction de Beach et Mackinnon pour autocorrélation positive des résidus (ARI). Les valeurs rapportées sont: l'élasticité mesurée (e), la valeur absolue du t de student entre parenthèses (t), le coefficient de détermination multiple ajusté (\bar{R}^2) et la statistique de Durbin et Watson (D.W.). Les seuils de signification sont de .05 (*) et .01 (**) avec des tests à un côté.

Jeunes hommes (20-24 ans)

L'estimation de l'équation de base pour les jeunes hommes de 20-24 ans produit des valeurs de \bar{R}^2 et 1.11 pour D.W. L'ajout des variables structurelles $\ln RPmb$ ou SURE ne modifie pas ces valeurs et leurs coefficients sont non ss. Par contre, l'introduction de $\ln REMWA$ les porte à .874 et 1.28 respectivement et son coefficient est ss et de signe négatif. Toutefois, le seul ajout de $\ln REMF$ porte ces valeurs à .90 et 1.46 respectivement et son coefficient est aussi ss et de signe négatif. Finalement, lorsque c'est la mesure relative du salaire minimum, soit $\ln RLMWA$ qui est utilisée, les valeurs de \bar{R}^2 et D.W. retombent à .864 et 1.24 et bien que son coefficient soit de signe négatif, il n'est plus ss. Ces premiers résultats suggèrent que la variable déterminante dans l'étude de l'élasticité du taux d'emploi des jeunes hommes de 20-24 ans par rapport au salaire n'est pas le salaire minimum ou encore que cet effet peut difficilement être isolé dans une équation aussi aggrégée. Cette supposition n'est pas a priori surprenante puisque la proportion de ces jeunes en emploi qui est rémunérée au salaire minimum est certainement plus faible que chez les adolescents. Le tableau 2 présente quatre estimés de l'élasticité du taux d'emploi par rapport au salaire pour la période totale. Or, en plus des observations précédentes, on y constate que lorsque les deux mesures, soit $\ln REMWA$ et $\ln REMF$, sont simultanément ajoutées à l'équation de base, le coefficient de $\ln REMWA$ devient positif (quoique non rapporté ci-dessous, celui de $\ln REMF$ demeure négatif et ss). De plus, après correction pour autocorrélation des résidus, seul le coefficient de $\ln REMF$ demeure ss.

Enfin, à titre d'illustration, l'équation (5) ci-dessous présente les résultats de l'estimation d'une équation «conventionnelle» où la variable salariale est une mesure relative (valeurs absolues des t de student entre parenthèses):

$$\begin{aligned}
 (5) \quad \ln ERmb &= .357C - .0841nURAM - .0014T + .073DSP \\
 (ARI) \quad & (.55) \quad (2.48) \quad (2.93) \quad (6.68) \\
 & + .115DSU + .036DFA + .0281nRLMWA + .051nRPmb \\
 & (5.38) \quad (2.50) \quad (.28) \quad (.21) \\
 & + .61Rho \quad F = 67, \bar{R} = .885, DW = 1.86, n = 63 \\
 & (5.83)
 \end{aligned}$$

Alors qu'il importait peu d'utiliser une mesure réelle ou relative du salaire minimum dans le cas des adolescents (voir tableau 1), il semble que ce ne soit plus le cas pour les jeunes hommes de 20-24 ans. De plus, c'est une mesure de niveau moyen de salaire qui résiste le mieux à l'analyse²⁵.

TABEAU 2
Estimations alternatives de l'élasticité du taux
d'emploi par rapport au salaire
pour les hommes de 20-24 ans
Province de Québec 1966II-1981V

<i>Spécification^a</i>	<i>Élasticité du taux d'emploi par rapport au salaire (A10)</i>	
	<i>MCO</i>	<i>ARI</i>
1. $Z + A10.1\ln\text{REMWa}$	-.085 (2.60)**	-.055 (1.05)
2. $Z + A10.1\ln\text{REMF}$	-.353 (4.85)**	-.207 (2.30)*
3. $Z + A10.1\ln\text{RLMWA}$	-.084 (1.52)	.034 (.38)
4. $Z + A10.1\ln\text{REMWa} + A11.1\ln\text{REMF}$	-.057 (1.26)	.086 (1.44)

^aZ = A1.C + A1.1nURAM + A4.T + A5.DSP + A6.DSU + A7.DFA

Jeunes femmes (20-24 ans)

Le pouvoir explicatif de notre équation de base dans le cas des jeunes femmes est extrêmement limité: les valeurs de \bar{R}^2 et de D.W. sont respectivement .315 et 1.13. Tout ajout de variables structurelles ou salariales isolément ou en combinés fait au mieux grimper \bar{R}^2 à environ .72 et D.W. à 1.65. L'introduction, une à la fois puis deux à la fois, de ces variables démontre clairement que ce sont $\ln\text{RLSF}$ et $\ln\text{RPfb}$ qui contribuent à cette remontée. Tous deux affichent des coefficients fortement ss et de signe négatif tel qu'attendu. En présence de ces deux mesures de pression sur l'offre de travail, aucune des variables de salaire n'est ss quoique les valeurs du t de student de leurs coefficients sont comparables et leurs signes négatifs. L'équation (6) ci-dessous résume assez fidèlement ces observations (valeurs absolues des t de student entre parenthèses). Le recours à la procédure ARI modifie très peu les résultats obtenus à l'aide des MCO:

$$\begin{aligned}
 (6) \quad \ln\text{ERfb} = & -2.21C - .0441\ln\text{URAM} - .006T + .003\text{DSP} \\
 & \quad \quad \quad (3.31) \quad (2.38) \quad (9.26) \quad (.40) \\
 & - .016\text{DSU} - .003\text{DFA} - .0181\ln\text{REMWa} \\
 & \quad \quad \quad (1.23) \quad (.32) \quad (.49) \\
 & - 1.041\ln\text{RPfb} - .771\ln\text{RLSF} \\
 & \quad \quad \quad (3.74) \quad (7.84) \\
 & + .126\text{Rho} \quad F = 18.5, \bar{R}^2 = .719, DW = 1.81, n = 63 \\
 & \quad \quad \quad (.88)
 \end{aligned}$$

Il semble donc que la forte composante tendancielle qui affecte la variable dépendante ne permette pas d'isoler correctement les effets possibles du salaire minimum dans le cas des jeunes femmes de 20-24 ans; il est également clair que la spécification du modèle demeure incomplète, ce qui ajoute à la difficulté²⁶.

DISCUSSION ET ANALYSE COMPLÉMENTAIRE

Dans leur revue des études américaines empiriques du même type que la présente, Brown, Cohen et Gilroy concluait à un effet négatif du salaire minimum sur l'emploi des adolescents(es) et retenir comme valeur la plus sûre une élasticité par rapport au salaire minimum de -0.1 pour cent. Dans le cas d'autres groupes démographiques, les résultats s'avéraient moins précis et de portée plus limitée²⁷.

Dans l'ensemble, les résultats présentés ci-dessus tendent à confirmer l'hypothèse d'effets négatifs chez les adolescents(es) pour la période de 1966-81 si l'on tient également compte de la présence d'un différentiel légal entre les individus âgés de moins de 18 ans et ceux de 18 ans et plus. La difficulté d'élaborer une mesure adéquate de cette double composante niveau-différentiel du salaire minimum ne nous permet pas de produire une valeur numérique précise de tels effets.

Il ne faudrait certes pas sous-estimer l'effet de la présence d'un différentiel. Par exemple, l'écart entre les valeurs minimum et maximum des variables DIFMW et RLMWY pendant la période de 1966-1981, calculé en pourcentage (soit: $(\text{max.} - \text{min.}) / \text{min} \times 100$) est respectivement de 39.7 et 87.3 pour cent. Les résultats statistiques démontrent clairement la sensibilité de l'emploi des adolescents(es) à des variations dans le différentiel même si ce dernier ne s'applique qu'aux moins de 18 ans. Des résultats portant sur les sous-périodes 1966-74 et 1975-81 montrent que c'est pour la sous-période 1966-74 que l'effet du différentiel est le plus marqué. Or, l'écart calculé ci-dessus a été 6.5 fois plus élevé en 1966-74 qu'en 1975-81 pour DIFMW en comparaison d'un écart 3 fois plus élevé dans le cas de RLMWY. Le fait que RLMWY et DIFMW aient tous deux affiché, malgré un certain fléchissement durant la période 1978-81, une nette tendance à la hausse (les valeurs minima enregistrées pour les périodes 1966-74 et 1975-81 sont .292 et .425

pour RLMWY et .715 et .884 pour DIFMW) a pu contribuer à renforcer l'effet négatif du salaire minimum chez les adolescents(es) en comparaison de leurs aînés(es) de 20-24 ans quoique ce ne soit pas le seul facteur qui puisse rendre compte de ce phénomène. Ces observations suggèrent également que la crainte qu'un tel différentiel soit à l'avantage du groupe auquel il s'applique peut aussi être renversée, c'est-à-dire qu'une réduction ou la disparition du différentiel se ferait au détriment des adolescents(es).

Dans le cas des jeunes hommes de 20-24 ans, les résultats sont moins probants en ce qui concerne les effets du salaire minimum. Si le taux d'emploi des jeunes hommes est sensible à des variations de salaires, ce serait moins par le biais d'une mesure du salaire minimum que par celui d'une mesure telle le salaire moyen manufacturier qu'on peut en mesurer la portée. Il n'y a rien d'étonnant à ce résultat: en termes de distribution salariale, ce sous-groupe est beaucoup moins homogène que celui des adolescents et sa moyenne salariale est sans doute plus près du niveau du salaire moyen manufacturier que de celui du salaire minimum. On ne doit cependant pas en conclure pour les jeunes de 20-24 ans rémunérés au salaire minimum qu'il n'y a pas d'effets négatifs d'une hausse du salaire minimum sur l'emploi d'autant plus que la possibilité d'une substitution 20-24 ans versus plus jeunes a pu annuler, entre 1966 et 1976 plus particulièrement, l'effet négatif du relèvement du salaire minimum chez les 20-24 ans.

Enfin, la difficulté d'isoler les effets du salaire minimum sur l'emploi des jeunes femmes de 20-24 ans, un sous-groupe davantage susceptible de compter des individus au salaire minimum que le précédent, provient surtout de la présence d'une très forte composante de tendance dans la variable dépendante comme le suggèrent les résultats pour les variables $\ln RLSF$, $\ln RPfb$ et T , et d'une spécification incomplète du modèle statistique. Une analyse plus raffinée serait nécessaire.

Compte tenu des critères d'interprétation statistique retenus jusqu'à présent, les résultats rapportés aux équations (3) à (6) ci-dessus constituent, dans une certaine mesure, une évaluation conservatrice des élasticités d'emploi par rapport au salaire minimum chez les groupes considérés²⁸.

Aux fins de comparaison, le tableau 3 présente des valeurs considérées comme minimales et maximales de ces élasticités ainsi que le nombre d'emplois touchés à la suite d'une hausse de 10 pour cent du salaire minimum, toutes autres choses égales par ailleurs. Les valeurs minimales sont celles des équations (3) à (6) ou de d'autres dont les résultats se sont avérés similaires. Les valeurs maximales proviennent d'une série d'équations dont les spécifications contiennent toutes les variables de base ($\ln URAM$, T , DSP , DSU , DFA et chez les femmes de 20-24 ans, $\ln RLSF$) plus une des deux mesures

de la variable salaire minimum (RLMWA (Y) et REMWA (Y)) avec ou sans la variable de population relative (RPij). Enfin, chaque équation a été estimée selon la méthode MCO et ARI. Le nombre d'emplois touchés a été calculé d'après la valeur moyenne du volume d'emploi de chaque groupe pour la période 1966-1981.

De façon générale, l'emploi des adolescents(es) demeure plus sensible (négativement) que celui de leurs aînés(es) à une hausse du salaire minimum. Il en va de même pour celui des femmes prises globalement comparativement à l'emploi des hommes. Il n'est pas improbable que la valeur réelle de l'élasticité dans le cas des adolescents(es) se situe davantage autour de la valeur maximale, du moins pour la période 1966-1981, compte tenu de l'effet additionnel du différentiel de salaire minimum, tandis que dans le cas des 20-24 ans, il subsiste trop d'incertitude pour privilégier l'une ou l'autre des valeurs extrêmes rapportées au tableau 3.

Tableau 3

Valeurs minimales et maximales de l'élasticité d'emploi par rapport au salaire minimum et nombre correspondant d'emplois touchés par une hausse de 10 pour cent du salaire minimum

	<i>Minimum</i>		<i>Maximum</i>	
	<i>élasticité</i>	<i>emplois</i>	<i>élasticité</i>	<i>emplois</i>
Hommes 14(15)-19 ans	-.05 (1.07)	- 644	-.234 (1.88)	- 2740
Hommes 20-24 ans	0	0	-.1 (2.80)	- 2100
Femmes 14(15)-19 ans	-.1 (.75)	- 995	-.28 (4.33)	- 2750
Femmes 20-24 ans	0	0	-.18 (3.82)	- 3092
Total des emplois				
tous		-1639		-10682
selon l'âge				
14(15)-19 ans		-1639		- 5490
20-24 ans		0		- 5192
selon le sexe				
hommes		- 644		- 4840
femmes		- 995		- 5842

Les valeurs (absolues) de t sont entre parenthèses: toutes les équations de référence contiennent les variables de base T, 1nURAM, DSP, DSU, DFA plus SURE chez les 14(15)-19 ANS, et plus 1nRLSF chez les femmes de 20-24 ans; les élasticités minima excluent la variable de population relative (1nRPij) sauf chez les femmes de 20-24 ans et résultent de la méthode ARI; la variable salaire minimum est REMWA(Y) dans 5 cas et RLMWA dans 3 cas (20-24 ans).

CONCLUSION

La présente étude apporte quelques éclairages nouveaux sur les effets du salaire minimum au Québec dans le cas des recherches de type longitudinal utilisant l'analyse de régression et portant sur le statut d'activité de certaines catégories démographiques selon l'âge et le sexe. Par rapport aux principales études menées sur ce plan, l'accent est mis sur l'impact sur l'emploi plutôt que sur le chômage et permet davantage de cerner le problème des pertes d'emplois ou du manque de création d'emploi en excluant l'effet sur les taux d'activité. De plus, compte tenu de l'ampleur du problème de l'emploi des jeunes sur le marché du travail et de leur forte représentation dans les emplois à salaire minimum ou près du salaire minimum, l'étude se concentre sur les moins de 25 ans. À partir des données statistiques disponibles, ces derniers ont été scindés en quatre groupes selon l'âge et le sexe. L'intérêt de distinguer entre adolescents et autres jeunes est double: d'une part, les études empiriques américaines démontrent que l'impact sur l'emploi des premiers est plus élevé et plus facile à détecter, d'autre part, l'existence d'un différentiel de salaire minimum entre moins de 18 ans et 18 ans et plus au Québec accroît la possibilité d'impacts différenciés.

Les résultats dans l'ensemble semblent confirmer, 1) que des hausses du salaire minimum exercent un effet négatif sur l'emploi des adolescents(es), 2) que des variations dans le différentiel exercent des pressions autonomes qui, selon la direction et l'ampleur de ces variations, s'ajoutent positivement ou négativement aux premiers et 3) que les effets sur l'emploi des 20-24 ans sont plus difficiles à cerner, ces derniers, et plus précisément les jeunes hommes, ayant même pu «bénéficier» d'effets de substitution provoqués par des variations dans le taux ou dans le différentiel de salaire minimum.

À un niveau plus général de l'analyse, on peut se demander s'il est possible malgré tout d'isoler et mesurer avec suffisamment de confiance les effets du salaire minimum sur l'emploi ou encore sur les autres statuts d'activités dans le cas de catégories démographiques aussi aggrégées que celle des 20-24 ans, par des méthodes statistiques comme la régression. Aux difficultés de toutes sortes auxquelles se bute le chercheur surtout dans le travail de spécification et de construction de mesures adéquates des variables pertinentes, s'ajoute le problème de la sensibilité de la variable salaire minimum à des modifications aux équations de régression (en termes de période d'observation, combinaisons de variables indépendantes, spécification de la variable salaire minimum elle-même et méthode d'estimation). L'une des raisons (corollaires) de cette difficulté tient à la marginalité de la contribution de cette variable à l'explication de la variance totale de plusieurs variables dépendantes. La présentation d'une fourchette de valeurs minimales et

maximales par une méthode ou par une autre (e.g. tableau 3 ci-dessus ou encore la construction d'intervalles de confiance à partir d'un estimé unique) n'élimine pas ces difficultés. Tout au plus, elles rendent plus prudent dans l'utilisation des résultats. De fait, le manque d'analyse de sensibilité dans les études sur les effets du salaire minimum demeure l'un des problèmes majeurs au niveau de la fiabilité des résultats statistiques comme le soulignaient Brown, Gilroy et Cohen dans leur revue de la littérature empirique sur le sujet²⁹.

Le manque d'uniformité des études québécoises sur les effets du salaire minimum chez les jeunes et l'incertitude qui entoure les résultats devraient donner lieu dans un premier temps à un effort de synthèse, d'intégration et de mise à jour afin de tirer meilleur parti des travaux réalisés jusqu'à présent. Cette démarche revêt même un certain caractère d'urgence face à la récente ré-apparition du débat entourant l'opportunité d'une révision à la hausse du salaire minimum québécois (au moment d'écrire ces lignes, ce dernier était au même niveau qu'en octobre 1981). La propension de plusieurs à centrer l'argumentation sur la présence ou l'absence d'effets négatifs d'une hausse du salaire minimum sur l'emploi justifie d'ailleurs qu'on s'y arrête davantage.

D'autre part, le principal argument avancé en faveur d'une hausse demeure la nécessité d'assurer aux petits salariés un revenu de travail décent. Sans aller en détail sur cet autre aspect du débat, il n'est pas certain, même en l'absence d'effets négatifs sur l'emploi, qu'une hausse du salaire minimum permette la réalisation d'un tel objectif si les heures de travail des individus sont négativement affectées comme le suggèrent les résultats d'une étude de P. Fortin portant sur des données sectorielles³⁰. De plus, à partir de calculs simples, non-rapportés ici, sur des ménages hypothétiques (un individu seul de moins de 30 ans, de 30 ans et plus, un couple avec un ou plusieurs ou sans enfants, une famille monoparentale d'un ou plusieurs enfants) ayant un ou deux membres (dans le cas d'un couple) occupant un emploi régulier et à temps plein au salaire minimum, on constatera que le «gel» du salaire nominal minimum depuis 1981 ne s'est pas nécessairement traduit par un gel correspondant du revenu réel disponible. Dans certains cas, comme celui d'une famille monoparentale ou celui d'un couple dont un seul des deux conjoints travaille, la hausse du revenu réel disponible a pu atteindre de 20 à 30 pour cent en raison de mesures fiscales (exemptions personnelles, de conjoint, d'enfant(s) à charge, crédit d'impôt, etc.) et de la présence de programmes comme le supplément de revenu de travail et le complément de revenu de travail du Québec. D'ailleurs, la préférence du gouvernement québécois pour une approche fiscale intégrée au problème des faibles revenus ressort clairement dans le *Livre blanc sur la fiscalité des particuliers* du ministère des Finances du Québec déposé en 1984.

Cependant, si une telle approche a le mérite de proposer une meilleure correspondance entre besoins et revenus des individus et des ménages et d'être plus souple (plus discriminatoire au sens positif du terme) qu'une politique de salaire minimum, son application dans le cas des petits salariés apparaît lointaine à en croire le climat politique qui l'entoure et le caractère étapiste qu'on y propose. De plus, certaines catégories de faibles salariés comme les personnes seules de moins de 30 ans, ce qui comprend des 18-30 ans, et les couples avec ou sans enfants dont les deux conjoints travaillent, ont vu leur revenu réel disponible progresser beaucoup moins rapidement depuis 1981 (8 à 12 pour cent) que dans le cas des autres catégories signalées ci-dessus. Pendant encore un certain temps la situation économique de ces personnes va donc continuer d'être influencée par la politique du salaire minimum.

Compte tenu de ces remarques, de l'incertitude qui entoure les résultats des études d'impacts chez les 20 ans et plus, et du fait que le salaire minimum québécois est aujourd'hui loin d'occuper le premier rang en comparaison des niveaux atteints ailleurs, son indexation à l'IPC pourrait être sérieusement envisagée. Toutefois, à la lumière de nos résultats, il serait préférable dans un premier temps de n'accroître que le taux des 18 ans et plus, ce qui permettrait progressivement aux plus jeunes de retrouver la position relative qu'ils occupaient avant la réduction de l'écart entre les deux taux pendant la période 1966-1981.

NOTES

1 À titre d'illustration, en janvier 1975 seulement deux autres juridictions canadiennes (I.P.-E. et N.B.) affichaient des taux (salaire minimum nominal) inférieurs à 95 pour cent du taux québécois et une seule avait un taux plus élevé (C.B.). En avril 1979, 8 juridictions avaient des taux se situant maintenant entre 79 et 86 pour cent du taux québécois lequel était le plus élevé de tous. En janvier 1983, la situation était redevenue semblable à celle de 1975 avec 9 juridictions affichant des taux supérieurs à 93 pour cent du taux québécois.

Un indicateur couramment utilisé de la valeur relative du salaire minimum est le rapport salaire minimum/salaire moyen; par exemple, pour le Québec, le taux horaire nominal minimum pour adultes sur le gain horaire moyen manufacturier pour les ouvriers. De .432 qu'il était en début d'année 1966, ce rapport atteignait un maximum de .549 en 1976 pour chuter à .452 en 1981 et à 37.3 en 1984.

Sources: taux nominaux selon la juridiction, voir *Travail Québec*, (mai 1975) p. 16 et Wood et Kumar, p. 240, 1979 et p. 268, 1983; salaire minimum relatif, voir Commission des normes du travail du Québec et matrice CANSIM 001465, no Databanque D 708765.

2 Mineau, Allard et Associés (1974) estimaient à environ 25 pour cent la proportion de salariés québécois non-assujettis au salaire minimum provincial. Par contre, 80 pour cent de ces derniers recevaient à toutes fins pratiques des taux non inférieurs au taux du salaire minimum (fonctionnaires, salariés couverts par des décrets ou par les normes fédérales). L'adoption de la loi 126 en juin 1979 n'a que peu modifié cette «couverture effective».

3 Une présentation sommaire de ces résultats se trouve dans MERCIER (1983), pages 143 et 348-350.

4 BROWN, GILROY et COHEN (1982), p. 505.

5 Voir BROWN, GILROY et COHEN (1982), pp. 497-498; voir aussi MINCER (1976), p. S-88. L'effet d'une variation d'un pour cent du salaire minimum (MW) sur le taux de chômage s'écrit $(a-b)e$ où a est l'élasticité de l'offre et b l'élasticité de la demande par rapport au MW; e est le rapport emploi/population active. De plus, dans le cas d'une catégorie homogène par rapport au salaire (W) et avec $W \leq MW$ nous aurons $a = (b+1)s/(s+1)$ où s est l'élasticité de l'offre par rapport à W . On peut démontrer que si $s=0$ et $b < 0$, alors l'effet (en points de pourcentage) sur le taux de chômage sera $< |b|$. Par contre, si $s > 0$, cet effet sera $\geq |b|$ selon que $e \geq -(bs+b)/(s-b)$ (Brown, Gilroy et Cohen, 1982, p. 505 et Mercier, 1983, p. 236). Ainsi, l'effet sur le taux de chômage dépend de s , b et e d'équilibre.

6 Voir BROWN, GILROY et COHEN (1982), pp. 499-500.

7 Malgré les problèmes de compatibilité causés par la publication par Statistique Canada à partir de 1975 de séries statistiques tirées de la nouvelle enquête sur la population active, dont l'exclusion des 14 ans n'est pas le moindre, l'intérêt de scinder les moins de 25 ans en deux groupes d'âge demeure certain. D'après les observations de Brown, Gilroy et Cohen (1982) la précision et la fiabilité des résultats statistiques pour les adolescents devraient être relativement plus élevées. Parmi les auteurs québécois, seul Biron (1977) présente des résultats pour le groupe de 14-19 ans, hommes et femmes ensemble. La période couverte ne va toutefois que de septembre 1971 à décembre 1975 et porte sur les effets sur le taux de chômage.

8 FORTIN (1984) a estimé que pendant la période de 1961 à 1982, les variations du taux de chômage des hommes adultes, un indicateur relativement fiable de l'état de la conjoncture économique, ont entraîné des variations environ deux fois plus grande du taux de chômage des jeunes au Québec. Compte tenu que les taux d'activité des jeunes affichent une sensibilité à la baisse lors de ralentissements de l'activité économique globale, l'effet sur les taux d'emploi serait encore plus prononcé. Par exemple, le même auteur calcule que pendant la récente récession de 1981-82, les jeunes ont supporté 60 pour cent des pertes d'emploi au Québec alors qu'ils ne représentaient que 25 pour cent de la population active.

9 Dans les estimations, l'utilisation d'une mesure de population relative plutôt qu'absolue pallie à la possibilité d'une hausse proportionnelle générale de population, toutes choses égales par ailleurs, laquelle pourrait s'accompagner d'un relèvement général de la demande de biens et services et conséquemment de travail, sans que la situation relative des groupes ne soit affectée. Par contre, il faut se rappeler qu'une variation du rapport population jeune/population adulte peut provenir d'une variation soit dans le numérateur, soit dans le dénominateur ou encore dans les deux éléments. L'effet probable sur le taux d'emploi du groupe représenté au numérateur peut différer selon la source de variation. Dans le cas présent, durant la période 1966-81, il y a eu hausse continue de la population adulte québécoise (25 ans et plus). Chez les adolescents, le pourcentage de hausse observé entre 1966 et 1974 fut similaire à celui des adultes mais de 1975 à 1981, il y a eu baisse. Chez les 20-24 ans, c'est d'environ le double que la population s'accrut en pourcentage de 1966 à 1974 pour connaître une légère baisse par la suite.

10 Des éléments comme la technologie, les règles de fonctionnement des marchés, le degré de rigidité des prix des facteurs, influent à leur tour sur ces possibilités. Dans un cas extrême comme l'absence de substitution et la présence d'un plancher salarial, une hausse de un pour cent par exemple de la population du groupe conduira, si les individus en emploi sont déjà tous rémunérés au taux plancher et toutes choses égales par ailleurs, à une baisse proportion-

nelle du taux d'emploi. En l'absence de plancher salarial, un ajustement à la baisse du salaire pourrait, via des changements induits dans les prix relatifs des facteurs et dans les coûts marginaux de production, réduire la baisse anticipée du taux d'emploi. Ainsi, la présence du plancher salarial expliquerait cette partie de la baisse située entre un pourcent et une valeur quelque part entre un pour cent et zéro, à la condition bien sûr qu'aucun facteur autre que ce plancher ne vienne fausser le «libre» jeu de l'offre et la demande. C'est à partir d'un tel raisonnement extrême que certains ont mis en doute le rôle joué par une variable dite d'offre dans les équations empiriques utilisées pour mesurer les effets du salaire minimum sur l'emploi ou le chômage, de crainte justement de sous-estimer ces effets (par exemple, Adie et Galloway (1973) versus Lovel (1973)). Dans la mesure où nous nous intéressons non pas à l'effet de la présence du salaire minimum mais de ses variations, il faut bien contrôler l'effet de variations dans les autres déterminants du taux d'emploi y compris des variations exogènes de l'offre. Enfin, Brown, Gilroy et Cohen (1982, p. 502, note 19) font remarquer que la possibilité d'interaction entre les deux phénomènes, lorsque la population étudiée n'est pas homogène par rapport au salaire, se trouve partiellement prise en compte dans les équations utilisant la forme logarithmique puisque le modèle suggéré est multiplicatif.

11 La valeur de ce rapport s'est accrue de 15 pour cent de 1966 à 1974 et de 19 pour cent de 1975 à 1981. Durant la première sous-période, la population adolescente inclut les 14 ans, ce qui n'est pas le cas pour la seconde; toutefois, l'exclusion des 14 ans ne modifierait que de façon marginale la tendance observée à la hausse du rapport. Données de Statistique Canada et calculs de l'auteur.

12 On trouvera dans Allen (1964) aux pages 372-373 la présentation (néo-classique) de la dérivation de l'élasticité de la demande pour un facteur par rapport à son propre prix ou au prix du facteur substitut, dans le cas d'une fonction de produit homogène du premier degré à deux facteurs substituables. On y pose également que S_{1j} (l'élasticité de substitution du facteur j pour le facteur 1) égale S_{j1} , que dans des conditions normales l'offre du produit est égale à la demande et que cette dernière est une fonction inverse du prix i.e. que x , l'élasticité-prix de la demande, est inférieure à zéro. Subdivisons le facteur travail en deux types homogènes et substituables par exemple une main-d'oeuvre peu qualifiée (a) et une main-d'oeuvre qualifiée (b) avec des observations portant sur deux catégories hétérogènes par exemple jeunes (y) et moins jeunes (z), de sorte que: $c_{ya} + c_{yb} = c_{za} + c_{zb} = 1$ où c_{ij} (pour $i = y, z$ et $j = a, b$) est la proportion employée de i avec la caractéristique (niveau de qualification) j . Désignons par k_j la part du facteur j dans le coût total de production. On peut démontrer que l'élasticité de la demande pour la catégorie y par rapport à son propre prix (salaire) pour une variation de un pourcent de ce dernier est:

$$\dot{Y}_d/\dot{p}_a = \{S_{ab}(-c_{ya}.k_b + c_{yb}.k_a)(1-\dot{p}_b) - c_{ya}.S_{ac}.k_c(1-\dot{p}_c) - c_{yb}.S_{bc}.k_c(\dot{p}_b-\dot{p}_c)\} \\ + x(k_a + k_b.\dot{p}_b + k_c.\dot{p}_c)$$

\dot{Y}_d : la variation en pourcentage de la demande pour la catégorie y

a, b, c : désigne respectivement les facteurs main-d'oeuvre peu qualifiée, qualifiée et le facteur capital

\dot{p}_a : la variation exogène en pourcentage du prix de a

\dot{p}_b, \dot{p}_c : les variations induites en pourcentage respectivement du prix de b et du prix de c

L'élément du terme de droite entre crochets [...] n'est autre que l'effet de substitution tandis que l'expression $x(k_a + k_b.\dot{p}_b + k_c.\dot{p}_c)$ constitue l'effet d'échelle. S'il est possible d'étendre ces conclusions au niveau agrégé en supposant que les proportions de facteurs (a/b et a/c) sont identiques pour tous les secteurs de production, \dot{Y}_d/\dot{p}_a vaudra pour une catégorie nationale. Notons qu'en l'absence de variations induites de \dot{p}_b et \dot{p}_c et avec $S_{ac} = x = 0$, la valeur de \dot{Y}_d/\dot{p}_a se réduit au résultat plus familier de $S_{ab}(c_{yb}.k_a - c_{ya}.k_b)$ soit l'effet de substitution. Pour une démonstration de ces résultats, dont la valeur reste avant tout pédagogique, voir Mercier (1983) aux pages 9-18 et 42-47.

13 Voir BROWN, GILROY et COHEN (1982), tableau I, pp. 498-499.

14 Une annexe présentant la liste des séries utilisées, les mesures retenues et le mode de construction de ces mesures est disponible auprès de l'auteur. Pour une description et une discussion plus élaborée de ces mesures ainsi que sur d'autres non-retenues ici et sur les motifs des choix effectués, voir MERCIER (1983).

15 Au sujet des variables dites structurelles ou de tendance deux précisions s'imposent. D'une part, d'autres spécifications, signalées à la section précédente, ont fait l'objet d'estimations entre autres le rapport population 20-24 ans/population adolescente (totale et selon le sexe) soit SPOP (SPOPM, SPOPF) et une mesure du rapport emploi manufacturier/emploi total soit MSE. Elles sont ignorées dans la présente parce que non significatives ou encore parce qu'elles accroissaient substantiellement les risques de multicollinéarité du modèle. Le cas de la variable RPi est similaire mais nous l'avons conservé dans la discussion des résultats à cause de l'intérêt qu'elle a suscité dans la littérature empirique.

D'autres possibilités d'effets structurels signalées à la section précédente n'ont pu être spécifiées faute de données trimestrielles disponibles (e.g. le rapport emploi à temps partiel/emploi total, les taux de fréquentation scolaire, les taux de fécondité, etc.).

D'autre part, notre mesure de la variable indépendante en étant une de niveau plutôt que de variation, elle contient une composante tendancielle ce qui accroît les possibilités de fausses corrélations (spurious) et d'autocorrélation des résidus. C'est pourquoi il peut être nécessaire d'inclure une variable de tendance dans l'équation. Par contre, l'introduction d'une variable de tendance aux côtés de variables telles RLFS, RPi accroît également le risque de multicollinéarité en plus du problème d'interprétation qu'une telle mesure soulève inévitablement du fait qu'elle peut capturer les effets de plus d'un phénomène à l'oeuvre. Toutefois, il nous est apparu, à la comparaison des résultats statistiques d'équations de régression pour chacun des groupes et couvrant les trois périodes 1966-81, 1966-74 et 1975-81 (soit: avec ou sans la variable de tendance T accompagnée ou non de la même variable élevée au carré (TSQ) et avec introduction successive et dans des ordres différents des variables structurelles RLFS, RPi, MSE, SPOP) préférable de conserver T dans le modèle. En bref, les résultats statistiques (R^2 , D.W., F et occasionnellement les valeurs calculées des t de student des coefficients) se sont avérés nettement supérieurs dans le cas des jeunes femmes de 20-24 ans en présence de T, et de légèrement supérieurs à similaires dans les autres cas. Signalons en terminant que la majorité des études américaines sur le sujet rapportées dans la synthèse de Brown, Gilroy et Cohen (1982) incluent une ou deux variables de tendance.

16 La raison de la perte d'une observation soit le premier trimestre de 1966, tient à un souci de comparaison entre résultats pour diverses versions du modèle puisque dans l'une des versions finalement retenues, la variable salaire minimum est décalée d'un trimestre, ce qui résulte en un maximum de 63 observations sur la variable dépendante au lieu de 64.

17 La majorité des études de ce type rapportées dans Brown, Gilroy et Cohen (1982) utilisent des données trimestrielles.

18 Certaines alternatives des variables salariales ont été utilisées dans toutes les régressions et abandonnées parce qu'elles ne modifiaient en rien à toutes fins utiles les résultats actuels. Ce sont:

- 1) utiliser l'indice des prix à la consommation pour Montréal au dénominateur de REMWY, REMWA et REMF;
- 2) utiliser les gains horaires moyens pour le sous-groupe des industries productrices de biens durables au lieu de l'ensemble du manufacturier;
- 3) décaler de diverses façons allant du simple retard d'un trimestre à des retards échelonnés sur 4 à 8 trimestres avec distribution polynomiale contrainte ou non-contrainte de ces retards;

4) spécifier diverses formes non-linéaires par exemple: $B_i = a_i + b_i \cdot \ln \text{REM}_{WY} (1 + \ln \text{REM}_{WY})$ ce qui exige de calculer la valeur du t de student de façon légèrement différente. Toutes ces tentatives selon la période considérée et avec ou sans correction pour autocorrélation des résidus peuvent être trouvées dans Mercier (1983) pp. 264-267 et son annexe I. Nous avons aussi construit et testé une mesure du prix du capital mais sans succès, ce qui n'est pas surprenant par contre.

19 Des tests ont été effectués avec tantôt REM_{WY} et tantôt REM_{WA} (même chose avec RLM_{WY} et RLM_{WA}) et les résultats statistiques se sont avérés systématiquement légèrement supérieurs en présence de REM_{WY} (ou RLM_{WY}) chez les adolescents de sorte que lorsque la variable salaire minimum entre sous une forme ou sous une autre dans les équations des adolescents, c'est le taux nominal pour les moins de 18 ans qui est utilisé à sa construction.

20 Une autre variable qui peut affecter les coûts de main-d'oeuvre de l'entreprise ainsi que sa propension à effectuer des licenciements est l'assurance-chômage (AC). L'AC affecte la masse salariale de l'entreprise et aussi les coûts potentiels des licenciements (risque de perte d'investissements en capital humain lors de mises à pied temporaires, effets sur le climat de travail de tout licenciement partiel, temporaire). D'importantes modifications pendant les années 70 ont été apportées à la loi sur l'AC en terme de couverture, de taux de remplacement du salaire hebdomadaire et de durée des prestations et celles-ci ont pu surtout jouer sur la propension à licencier. Deux mesures de l'AC ont été construites et testées, une dans laquelle nous avons cherché à intégrer des éléments tels la couverture, le taux de remplacement du salaire et la durée des prestations et une mesure dichotomique pour capter l'effet de la réforme de 1971. On trouvera dans Mercier (1983) à l'Annexe 3, une discussion détaillée sur ce sujet. Les résultats statistiques se sont avérés non-significatifs règle générale.

21 Voir HALL and HALL (1981) aux pages 22-24; il s'agit de la procédure ARI. Les problèmes d'autocorrélation des résidus, de multicollinéarité et de corrélation «spurious» sont plus susceptibles de se manifester en présence d'une mesure de l'emploi ou de la participation, dans la variable dépendante, plutôt que d'une mesure comme le chômage, moins porteur de tendance que les deux autres.

22 Dans leur revue de la littérature empirique sur le sujet, Brown, Gilroy et Cohen (1982) soulignent que l'une des difficultés majeures rencontrées dans l'interprétation des résultats publiés est l'absence quasi-totale d'analyse de sensibilité (p. 506).

23 Les équations de régression ont également été estimées avec des variables non-logarithmiques (ER_i, RP_i, variables salariales, URAM, RLSF). Les résultats statistiques sont dans l'ensemble comparables en termes de \bar{R}^2 , F, DW, et t de student des coefficients; c'est pourquoi ils ne sont pas repris ici.

24 Nous avons également procédé de nouveau à toutes les estimations en scindant cette fois la période d'observation totale (Tot) en deux sous-périodes à savoir 1966II-1974IV (S-1) avec 35 observations en 1975I-1981IV (S-2) avec 28 observations. Les résultats d'une telle procédure pourraient en d'autres circonstances être utilisés pour tester la stabilité de la structure des équations mais dans le présent cas, ils sont difficiles d'interprétation. D'une part, la révision de l'EPA rend possible l'observation de résultats différents.

En effet, non seulement la valeur estimée de la constante de régression est-elle susceptible de différer entre les deux sous-périodes mais également les coefficients de certaines variables indépendantes dont la variable salaire minimum. D'ailleurs, le retrait du sous-groupe des 14 ans, bien que le plus important dans le cas présent, n'est pas le seul changement introduit par la révision de l'EPA qui ait pu affecter la stabilité structurelle des équations de régression. D'autre part, le problème de multicollinéarité est fortement accentué dans le cas des sous-périodes. Cela s'explique du fait que RP_i n'est pas insensible à la révision de l'EPA et parce que le salaire minimum et le différentiel entre moins de 18 ans et 18 ans et plus, affichent pendant ces sous-périodes des tendances très nettes comme le fait ressortir l'examen des corrélations simples entre variables. Aussi, nous ne présentons pas ces résultats additionnels ici. Men-

tionnons cependant que, règle générale, les résultats pour S-1 se rapprochent davantage de ceux de la période totale, autrement dit, ces derniers sont plus fortement affectés par les 35 premières observations.

²⁵ La variable $\ln DIFMW$ a également été testée seule ou en présence de chacune des mesures salariales dans l'équation de base sans résultats significatifs. Signalons également que des estimations séparées pour les sous-périodes 1966-74 et 1975-81 ne mettent pas en cause l'interprétation proposée dans le texte: pour 1966-74 les mêmes observations que celles faites pour la période globale s'appliquent tandis que pour 1975-81, on note peu de différence entre les coefficients de $\ln REMWA$ et $\ln REMF$, les deux étant négatifs et non ss avec des t de student presque identiques. Or, durant la seconde période, le coefficient de corrélation simple entre ces deux mesures est de .948 contre -.264 durant la première.

²⁶ De fait, si on retranche $\ln RPfb$ de l'équation (6), le coefficient de la variable salaire minimum est négatif et ss; de plus, c'est probablement dans le cas de cette catégorie démographique que l'absence de mesures explicites des taux de fécondité et de fréquentation scolaire et d'une variable d'emploi à temps partiel du côté gauche de l'équation se fait le plus sentir.

²⁷ BROWN, GILROY et COHEN (1982), p. 508.

²⁸ L'auteur est redevable à Pierre Fortin d'avoir attiré son attention sur l'utilisation possiblement restrictive des statistiques t et D.W. dans une analyse de régression portant sur des séries chronologiques. Le critère de $t \geq 2$ (valeur absolue) comporte alors un certain danger de trop facilement accepter l'hypothèse nulle; de même manière, une valeur calculée de D.W. faible ou élevée n'implique pas nécessairement que les estimateurs sont biaisés mais simplement trop imprécis. C'est pourquoi les résultats des équations (3) à (6) peuvent être interprétés comme valeurs minimales en ce qui a trait aux coefficients de la variable salaire minimum. Il ne s'agit pas cependant d'une valeur minimale statistique au sens d'intervalle de confiance mais à la manière de Brown, Gilroy et Cohen (1982) qui ont dégagé de la littérature empirique une fourchette de valeurs plausibles.

²⁹ Voir note (22).

³⁰ Dans une étude récente, FORTIN (83) a cherché à estimer les effets du salaire minimum (SM) sur l'emploi et sur les heures de travail par personne au Québec dans sept secteurs d'activités économiques dans le cas de l'emploi (environ 53% des salariés au SM) et dans six dans le cas des heures de travail par personne (30% des salariés au SM). L'intérêt d'une telle étude est indéniable puisque l'analyse empirique des effets de variations dans les prix des facteurs sur la demande de travail est beaucoup plus appropriée au niveau sectoriel qu'à celui de catégories socio-démographiques. Au niveau des équations de régression sur l'emploi, dans deux cas (2.61% des salariés au SM) le coefficient de la variable mesurant l'effet du salaire minimum (rapporté au salaire moyen dans un secteur et à l'indice implicite des prix dans les autres) est statistiquement significatif selon le critère $t \geq 2$ (valeur absolue) et dans trois autres cas (26% des salariés au SM) selon le critère $t \geq 1$. Certaines valeurs de D.W. calculées sont également élevées (2.75, 2.48) ou faibles (1.53, 1.31). Il aurait certes été intéressant de comparer ces résultats avec ceux de spécifications utilisant comme variable de salaire une mesure du salaire horaire réel du secteur plutôt qu'une mesure du salaire minimum (relatif ou réel). Par ailleurs, comme le signale l'auteur, l'absence d'effets négatifs n'est pas a priori incompatible avec l'hypothèse théorique à cause des possibilités de substitution et de la difficulté d'isoler les effets d'échelle. Ces remarques s'appliquent également au cas des heures travaillées mais ici les résultats sont plus convergents. Les valeurs de D.W. calculées sont plus conformes à l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus et les coefficients de la variable salaire minimum (rapporté à l'indice implicite des prix dans un cas et au salaire moyen dans les autres) sont significatifs dans quatre cas (6% des salariés au SM) selon le critère $t \geq 2$ et dans les six cas (23% des salariés au SM) selon le critère $t \geq 1$. Tous ces coefficients affichent le signe négatif.

BIBLIOGRAPHIE

- ADIE, Douglas K. and Lawrence GALLAWAY, «The Minimum Wage and Teenage Unemployment: A Comment», *Western Economic Journal*, 11, December 1973, pp. 525-528.
- ALLEN, R.D.G., *Mathematical Analysis for Economist*, London, McMillan and Co. Ltd, 1964, 598 pages.
- BIRON, Louis, *L'incidence des hausses du salaire minimum sur le chômage des jeunes travailleurs au Québec*, Thèse de maîtrise, Université Laval, 1977.
- BOUTIN, Jean-Guy, *Enquête sur les caractéristiques socio-économiques des travailleurs rémunérés autour du salaire minimum*, Québec, MAS, 1975, 200 pages.
- BROWN, Charles, Curtis GILROY and Stanley COHEN, «The Effects of the Minimum Wage on Employment and Unemployment», *Journal of Economic Literature*, 20, June 1982, pp. 487-528.
- COUSINEAU, Jean-Michel, «L'impact du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec», *Relations industrielles*, vol. 34, no 3, 1979, pp. 403-416.
- FORTIN, Pierre, *Une évaluation de la politique québécoise du salaire minimum sur la production, l'emploi, les prix et la répartition des revenus*, Québec, MTMOQ, 1978, (Rapport et Annexe technique au Rapport).
- FORTIN, Pierre, *L'effet des variations du salaire minimum sur l'emploi et sur les heures de travail dans sept secteurs industriels du Québec, 1966-1982*, Cahier de recherche 8321, GREPE, septembre 1983, 19 pages.
- FORTIN, Pierre, «Le chômage des jeunes au Québec: aggravation et concentration 1966-1982», *Relations industrielles*, vol. 39, no 3, 1984, pp. 419-447.
- GUINDON, Denis, «Les sources de la détérioration de la position relative des jeunes et des femmes sur le marché du travail au Québec», *L'actualité économique*, 58, décembre 1983, pp. 403-418.
- GRAMLICH, Edward, «Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes», *The Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1976, pp. 409-463.
- HALL, Bronwyn H. and Robert HALL, *Time Series Processor*, (version 3.5 — User's manuel), Standford, Ca., TSP International, 1981, 159 pages.
- HAMMERMESH, Daniel, «Econometric Studies of Labor Demand and their Application to Policy Analysis», *The Journal of Human Resources*, 11, Fall 1976, pp. 507-525.
- HASHIMOTO, Masanoni and Jacob MINCER, «Employment and Unemployment Effects of Minimum Wages», *Econometrica*, 39, 1971, pp. 145-147.
- KAITZ, Hyman B., «Experience of the Past: The National Minimum», in USDOL., *Youth Unemployment and Minimum Wages*, Washington, D.C., GPO, 1970.
- KMENTA, Jan, *Elements of Econometrics*, New York, MacMillan Publishing Co. Inc., 1971.

LOVELL, Michael, C., «The Minimum Wage Reconsidered», *Western Economic Journal*, 11, December 1973, pp. 529-537.

LEBEL, Gilles, *Horizon 1980*, Québec, MIC, 1969, 263 pages.

LEMIEUX, Louis J. et Kim Chi TRAN VAN, «Étude comparative des législations concernant le salaire minimum et les conditions minima de travail au Québec, dans les autres provinces et dans quelques autres pays», *Travail Québec*, 11, no 3, Annexe C, mai 1975, no spécial, 54 pages.

MERCIER, Jacques, *The Effects of Minimum Wage on Employment and Labor Force Participation in the Province of Québec*, Ph.D. Dissertation, University of Illinois at Champaign-Urbana, 1983, 365 pages.

MINCER, Jacob, «Unemployment Effects of Minimum Wages», *Journal of Political Economy*, 84, Part 2, August 1976, pp. S87-S104.

MINEAU, ALLARD et associés, *Rapport sur une étude des structures et procédures administratives: annexe de statistiques*, Québec, CSM, décembre 1974.

SIMPSON, Wayne, *The Relationship Between Wages and Family Income in Canada*, Ottawa, Labour Canada, Discussion Paper, 1981.

WOOD, W. Donald and Pradeep KUMAR, (Editors), *The Current Industrial Relations Scene in Canada*, Kingston, IRC, Queen's University (annual).

Employment Effects of Minimum Wage in Québec: 1966-1981

This research attempts to bring new insights on the effects of minimum wage on the employment of demographic categories obtained through regression analysis of time-series data. By focusing on employment rather than unemployment, a clearer picture of the so-called harmful effects of minimum wage should emerge. The analysis concentrates on those less than 25 years old in the province of Québec and covers the period 1966-1981. Four age-sex categories are retained: males 14-19, males 20-24, females 14-19 and females 20-24. Empirical studies in the U.S. have reported a differential impact between youths and other categories and the existence of a legal minimum wage differential in Québec for those less than 18 years old may even strengthen the reported differential impact. There are four sections in the paper. The first reviews the major factors potentially associated with the observed variations in the employment of those four demographic categories during the period 1966-1981. The empirical equations and the various measures used are discussed in the second section. In a typical equation, the dependent variable is the employment ratio and the right-hand side includes a measure of relative population, the adult male unemployment rate, a linear trend, and alternative measures of the minimum wage

variable. These are expressed in real on relative terms and some attempt to explicitly account for the legal differential is made. The variables enter the equations logarithmically and both ordinary least squares and first-degree-corrected-for-positive-autoregression estimations were conducted. Various alternative specifications and measures were used to test for the robustness of the minimum wage estimates and these are generally reported in footnotes. The third section analyses the regression results and is followed by a summary and some research and policy considerations.

The major findings are: 1) minimum wage increases do have some negative employment effect on youths, 2) variations in the legal differential generates autonomous effect of their own although it was not possible to disentangle the two numerically, and 3) the employment effect on those 20-24 years old is more ambiguous possibly because of substitution effects between the two age groups but more generally, it is felt that the various methodological limits to that kind of analysis may forbid more meaningful results.

With respect to minimum wage policy, the author argues in favor of indexing the adult legal rate to the cost of living. Although the Québec minimum wage has ranked relatively high in the mid-seventies with respect to other Canadian jurisdictions and North-Eastern states, this is no more the case after a four-year freeze.

RÉGIMES DE SANTÉ ET SÉCURITÉ ET RELATIONS DU TRAVAIL

Préface, Gilles FERLAND — *Introduction*, Rodrigue BLOUIN, René BOULARD, Jean-Paul DESCHÊNES, Michel PÉRUSSE — *Régimes de santé et sécurité et relations du travail*, Michel PÉRUSSE — *Priorités en santé et sécurité du travail: secteur public et secteur privé*, Marcel SIMARD — *Commentaires*, Jean-Guy LEDUC, Maurice LEMELIN, Alain VINET — *Concertation et participation: mythe ou réalité?*, Florian OUELLET — *Commentaires*, Anne-Chantal DUMAS, Monique SIMARD — *Table ronde — La santé et la sécurité dans l'entreprise*, Robert BOUCHARD, Pierre-R. CLÉMENT, Étienne GIASSON, Michel GUILLEMETTE — *L'impact de la Loi sur les conventions collectives*, René BOULARD — *Droit de refus et retrait préventif: succès ou échec?*, Marie de KONINCK, Roy HEENAN, — *La prévention: une utopie?*, Fernand TURCOTTE — *Commentaires*, Claude DROUIN, Denise PLAMONDON — *Santé et sécurité du travail: une affaire de professionnels?*, Jacques BRUNET — *Les coûts et bénéfices du régime*, Gilles BEAUSOLEIL — *Table ronde — Déceptions et espoirs*, Ghislain DUFOUR, Frank FAVA, Jean-Paul HÉTU, Louis LABERGE, Gérald LAROSE, Robert SAUVÉ.

ISBN 2-7637-7045-2

1 volume - 285 pages - 1984 - Prix: \$17.00

Les Presses de l'Université Laval

Cité universitaire

C.P. 2447, Québec, P.Q., Canada
G1K 7R4